

Прикладная эконометрика, 2015, 40 (4), с. 28–48.

Applied Econometrics, 2015, 40 (4), pp. 28–48.

Е. С. Вакуленко¹

Анализ связи между региональными рынками труда в России с использованием модели Оукена

В данной работе оценивается модель Оукена на панельных данных российских регионов и выявляется роль регионального взаимодействия при его формировании. Рассматривается 78 регионов России за период 1998–2013 гг. Оценивается широкий набор спецификаций пространственно-эконометрических моделей. В результате делается вывод, что оценки, построенные без учета пространственного взаимодействия, дают заниженные значения коэффициента Оукена. В случае учета пространственного эффекта не выявлено асимметричности подстройки изменения уровня безработицы к росту или падению ВРП. В работе предлагается новый способ интерпретации оцененных моделей пространственной эконометрики. Вводятся понятия коэффициентов самостоятельности и влияния, которые позволяют ранжировать регионы по степени их самостоятельности при проведении собственной политики и степени влияния на обстановку в других регионах страны.

Ключевые слова: закон Оукена; пространственная эконометрика; регионы России.

JEL classification: C23; E24; R12.

1. Введение

Взаимосвязь между уровнем безработицы и темпами роста ВВП всегда интересовала исследователей и политиков. В периоды кризисов особенно важно понимать, какое действие спад производства окажет на уровень безработицы, поскольку это — один из важнейших не только экономических, но и социальных показателей. Взаимосвязь между изменениями в уровнях безработицы и экономическим ростом в виде закона Оукена (Okun, 1962), как правило, строится для страны в целом. В частности, такие оценки есть для России (Ахундова и др., 2005, Вакуленко, Гурвич, 2015). Поскольку Россия отличается высокой межрегиональной дифференциацией, в том числе по уровню безработицы и ВРП (Guriev, Vakulenko, 2012), представляется важным изучить модель Оукена также и на региональном уровне. Однако подобного анализа на региональных данных для России найти не удалось, хотя он необходим для понимания того, как проводить региональную политику в отношении рынков труда.

Особенность данной работы заключается в том, что она исходит из наличия значимой взаимосвязи между региональными рынками труда. Использование моделей пространственной эконометрики (с пространственным авторегрессионным лагом, пространственной корреля-

¹ Вакуленко Елена Сергеевна — НИУ ВШЭ; evakulenko@hse.ru.

цией в ошибках и т. д.) позволяет учесть тот факт, что рынок труда России — это не просто сумма региональных рынков труда, а результат их сложного взаимодействия.

Цель данной работы — оценить коэффициент Оукена на панельных данных российских регионов и выявить роль регионального взаимодействия при его формировании, выделив прямые эффекты самого региона и косвенные эффекты остальных регионов России; выделить регионы, которые являются «импульсными», т. е. оказывают наибольшее влияние на другие регионы, а также протестировать наличие асимметричности подстройки в период кризисных шоков.

Существует немало исследований, где закон Оукена оценивается на субнациональном уровне, при этом в большинстве из них учитываются пространственные взаимодействия и отмечается их высокая значимость.

В работе (Oberst, Oelgemöller, 2013) оценивается модель Оукена для регионов Германии и используются модели Дарбина с пространственной ошибкой. Делается вывод о том, что без учета пространственных эффектов оценка коэффициента Оукена оказывается смещенной. В (Binet, Facchini, 2013) и (Apergis, Rezitis, 2003) строились модели Оукена для отдельных региональных единиц Франции и Греции соответственно, и анализировались межрегиональные различия в коэффициентах Оукена. При этом в указанных исследованиях не учитывались региональные взаимодействия. Напротив, Herwartz, Niebuhr (2011) оценивали модель с различными коэффициентами Оукена для стран Евросоюза, но при этом учитывали пространственные взаимодействия в ошибках регрессии. Авторы пытались объяснить полученные различия коэффициентов институциональными особенностями регионов и структурными различиями между их экономиками. В работе (Schanne, 2010) оценивается модель GVAR (глобальная векторная авторегрессия) для регионального рынка труда в Германии, которая также учитывает региональные перетоки. Kangasharju et al. (2012) использовали модель коррекции ошибок для взаимосвязи между уровнем безработицы и ВВП для регионов Финляндии, учитывая пространственные зависимости в ошибках.

Среди других работ отметим исследования, относящиеся к регионам Испании (Villaverde, Maza, 2009; Cháfer, 2015), Италии (Perugini, 2009), США (Blackley, 1991; Yazgan, Yilmazkuday, 2009; Connaughton, Madsen, 2012; Pereira, 2014; Kuscevic, 2014).

Число работ, где региональные модели безработицы с пространственными эффектами оценивались бы применительно к России, сравнительно невелико. В работе (Вакуленко, 2013) оценивается динамическая модель на панельных данных с пространственными эффектами. Делается вывод, что для уровней безработицы в разных регионах России есть положительная пространственная корреляция. В качестве весовой матрицы рассматривались обратные расстояния между регионами. В (Demidova et al., 2013) оцениваются также динамические модели для молодежной безработицы на панельных данных регионов России, а также рассматривается весовая матрица взаимодействия регионов, где учитываются влияния западных и восточных регионов друг на друга. А в работе (Демидова, 2014) применяется тот же подход, но для общего уровня безработицы. Рассматриваемые модели включали ряд объясняющих переменных, которые характеризуют социально-экономическое и демографическое положение региона. Основные выводы этих работ — пространственное взаимодействие между регионами по уровню безработицы существует, и его необходимо учитывать при построении моделей на региональных данных.

В настоящей статье оценивается модель Оукена для 78 регионов России за период 1998–2013 гг. Основные новые результаты можно сформулировать следующим образом:

- продемонстрировано, что без учета пространственных эффектов значения коэффициента Оукена по региональным данным оказываются заниженными;
- показано, что асимметричность подстройки уровня безработицы к росту и падению ВРП исчезает, если учитывать пространственное взаимодействие;
- для каждого региона определены вклады прямых и косвенных эффектов при формировании коэффициента Оукена;
- предложена новая интерпретация моделей пространственной эконометрики, позволяющая ранжировать регионы по степени их влияния на другие регионы России.

2. Методология

2.1. Стандартная модель Оукена

В настоящей работе рассматривается модель Оукена в разностях, подобная изучавшейся в работе (Вакуленко, Гурвич, 2015)² для России в целом. Однако в данном случае модель оценивается на панели регионов, поэтому выглядит следующим образом:

$$u_{i,t} - u_{i,t-1} = \alpha_i + b g_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

где u , g — уровень безработицы и темп прироста ВРП соответственно, i — индекс региона, t — индекс времени. Эта модель описывает взаимосвязь между изменением безработицы и ростом ВРП. Величина b называется коэффициентом Оукена. Важно, что его знак отрицателен, при ускорении роста безработица снижается, падение ВРП приводит к росту безработицы. Отношение $-\alpha_i/b$ характеризует темп прироста ВРП в регионе i , при котором уровень безработицы остается постоянным, α_i — это детерминированный эффект региона³, который показывает, какое будет изменение уровня безработицы в регионе i при отсутствии роста ВРП. Таким образом, уравнение (1) представляет собой модель с фиксированными эффектами. Тем самым предполагается, что изменения уровня безработицы могут быть различными в разных регионах при одном и том же изменении ВРП, но при этом коэффициент Оукена у них одинаковый. Это — достаточно сильное предположение, требующее более детального исследования, которое в настоящей работе не проводится.

Заметим, что рассматриваемая спецификация уравнения Оукена характеризует уравнение спроса на труд, поскольку рост производства создает дополнительный спрос на работников. Однако первоначально эмпирический закон Оукена (Okun, 1962) был сформулирован в виде соотношения, описывающего, по сути, производственную функцию, при оценивании зависимости изменения ВРП от уровня безработицы, т. е. когда дополнительная рабочая сила создает дополнительный продукт. В литературе оцениваются уравнения обоих видов. Важно иметь в виду, что в обратном уравнении коэффициент при изменении безработицы не будет равен $1/b$, на что, в частности, указывалось в работе (Barreto, Howland, 1993). Поэтому

² В этой же работе, а также в (Ball et al., 2013), можно найти подробное обсуждение и объяснение закона Оукена.

³ Тест Хаусмана показал, что модели с детерминированным эффектом региона предпочтительнее моделей со случайным эффектом региона. Тест Вальда отверг гипотезу о равенстве детерминированных эффектов региона. Следовательно, модель с детерминированным эффектом региона оказалась предпочтительнее.

при изучении закона Оукена необходимо заранее определить направление причинно-следственных связей, и в зависимости от этого оценивать прямую или обратную форму модели. Данная работа следует за (Вакуленко, Гурвич, 2015), где для России аргументируется выбор спецификации в виде уравнения (1).

2.2. Модели пространственной эконометрики, региональные эффекты перетока

Когда речь идет об анализе региональных данных, возникает вопрос о пространственном взаимодействии. Происходящие события в одних регионах не могут не отражаться на других регионах, особенно, если эти регионы находятся по соседству. В частности, если речь идет об уровне безработицы, и в одном регионе безработица высокая, а в соседнем регионе низкая, то трудовые мигранты будут перемещаться из региона с высокой безработицей в регион с низкой безработицей. Однако за счет изменения предложения труда уровень безработицы будет меняться в обоих регионах. Чтобы учесть подобные эффекты, оцениваются так называемые модели пространственной эконометрики. Рассмотрим более подробно спецификации данного подхода⁴.

Модель с авторегрессионным пространственным лагом (SAR) предполагает, что уровень безработицы в каждом регионе объясняется уровнем безработицы в других регионах:

$$\Delta u_{i,t} = a_i + \rho \sum_{j=1}^N \omega_{i,j} \Delta u_{j,t} + b g_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

где $\Delta u_{i,t} = u_{i,t} - u_{i,t-1}$ — изменение в уровне безработицы, а N — число регионов. Сумма

$\sum_{j=1}^N \omega_{i,j} \Delta u_{j,t}$ представляет собой средневзвешенное изменение в уровне безработицы во всех регионах с весами $\omega_{i,j}$. В качестве весов в подобных моделях, как правило, берут обратные расстояния между парами регионов или переменные, соответствующие наличию общей границы (матрицу соседства). Связь между всеми регионами задается в виде матрицы. Матрица соседства (или граничная матрица) — это квадратная матрица, размер которой равен числу рассматриваемых регионов, а элементами являются 0, если регионы не являются соседями (не имеют общей границы), и 1 иначе. Матрица обратных расстояний представляет собой матрицу, элементами которой служат обратные расстояния между парами регионов⁵. Затем каждую весовую матрицу модифицируют, нормируя по строке так, чтобы сумма элементов стала равна 1. Заметим, что на диагонали любой весовой матрицы стоят нули, т. е. в правой части уравнения (2) взвешиваются только изменения уровней безработицы в других регионах. Для проверки чувствительности результатов к изменению матрицы весов были рассмотрены различные весовые матрицы (подробнее см. ниже). В работе Семериковой и Деми-

⁴ В данной работе рассмотрены не все имеющиеся спецификации моделей пространственной эконометрики, а только те, которые чаще других рассматриваются в подобных работах.

⁵ Расстояние между парами регионов измерялось расстоянием между их столицами по железным дорогам (или автомобильным, если нет железнодорожного сообщения, или иному возможному, если нет автомобильного сообщения). Расстояние между Москвой и Московской областью, а также между Санкт-Петербургом и Ленинградской областью бралось нулевым. Чтобы избежать проблемы деления на ноль, они рассматривались в весовой матрице как единое целое.

довой (2015) на основании предложенного авторами алгоритма показано, что для России матрица обратных расстояний является более предпочтительной, чем граничная матрица, поскольку в этом случае смещение коэффициентов оказывается меньше.

Рассматриваются также иные спецификации модели пространственной зависимости, а именно модель с пространственной зависимостью в ошибке (SEM):

$$\begin{aligned}\Delta u_{i,t} &= a_i + b g_{i,t} + v_{i,t}, \\ v_{i,t} &= \lambda \sum_{j=1}^N \omega_{i,j} v_{j,t} + \varepsilon_{i,t}.\end{aligned}\quad (3)$$

Данная модель предполагает, что существует пространственная зависимость в необъясненной части изменения уровня безработицы.

Если объединить (2) и (3), то получится модель SAC:

$$\begin{aligned}\Delta u_{i,t} &= a_i + \rho \sum_{j=1}^N \omega_{i,j} \Delta u_{j,t} + b g_{i,t} + v_{i,t}, \\ v_{i,t} &= \lambda \sum_{j=1}^N \omega_{i,j} v_{j,t} + \varepsilon_{i,t}.\end{aligned}\quad (4)$$

В данной модели одновременно включен как пространственный автокорреляционный лаг, так и пространственная корреляция в ошибках регрессии.

До этого во всех моделях рассматривалась только пространственная зависимость в изменениях уровня безработицы, однако пространственная корреляция также может быть и в темпах прироста ВРП для разных регионов. Такую зависимость можно записать в виде модели Дарбина (SDM):

$$\Delta u_{i,t} = a_i + \rho \sum_{j=1}^N \omega_{i,j} \Delta u_{j,t} + b g_{i,t} + \gamma \sum_{j=1}^N \omega_{i,j} g_{j,t} + \varepsilon_{i,t}.\quad (5)$$

Модели (2)–(5), предварительно очищенные от фиксированного эффекта a_i (т. е. из переменных вычитается их среднее по времени), оцениваются методом максимального правдоподобия (LeSage, Pace, 2009). Затем оценка фиксированных эффектов считается по формуле

$$\alpha_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Delta u_{it} - \Delta \hat{u}_{it}^*), \text{ где } \Delta \hat{u}_{it}^* \text{ — оценка зависимой переменной, рассчитанная с помощью}$$

коэффициентов, полученных методом максимального правдоподобия, и непреобразованных независимых переменных (Elhorst, 2014). Выбор между моделями осуществляется на основании тестирования значимости соответствующих коэффициентов, стоящих перед пространственными лагами (ρ , λ и γ), а также сравнении информационных критериев Акаике и Шварца (AIC и BIC).

Интерпретация моделей с пространственным регрессионным лагом (2), (4) и (5) нетривиальна. Если перенести в левую часть уравнений пространственный лаг, то предельные эффекты изменения уровня безработицы при увеличении темпа прироста ВРП — это не просто коэффициент Оукена b , а его произведение на обратную матрицу $(I - \rho W)^{-1}$, где I — единичная матрица размера N (число регионов), а W — матрица весов. В отличие от простой линейной модели, в пространственных моделях предполагается, что ожидаемое значение

уровня безработицы изменяется вследствие изменения темпа прироста ВРП не только в данном регионе, но и в других регионах. Тогда математическое ожидание изменения уровня безработицы $E(\Delta U_t)$ ⁶ при единичном увеличении темпов прироста ВРП в момент времени t будет равно (Elhorst, 2014):

$$\left[\frac{\partial E(\Delta U_t)}{\partial g_{1t}} \quad \dots \quad \frac{\partial E(\Delta U_t)}{\partial g_{Nt}} \right] = \begin{bmatrix} \frac{\partial E(\Delta u_{1t})}{\partial g_{1t}} & \dots & \frac{\partial E(\Delta u_{1t})}{\partial g_{Nt}} \\ \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial E(\Delta u_{Nt})}{\partial g_{1t}} & \dots & \frac{\partial E(\Delta u_{Nt})}{\partial g_{Nt}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} b^7.$$

Предельный эффект, согласно предложенным моделям, будет одинаков для всех периодов времени t . Получается, что в пространственных эконометрических моделях изменение темпов экономического роста в каком-то регионе вызывает изменение уровня безработицы не только в данном регионе, но и в соседних регионах, которые в свою очередь также влияют на данный регион. Таким образом, возникают обратные связи или что-то вроде эффекта мультипликатора. Однако в таком случае предельный эффект описывается целой матрицей коэффициентов. В литературе по пространственной эконометрике предлагают суммировать элементы матрицы $(I - \rho W)^{-1} b$ и рассчитывать так называемые прямые, косвенные и совокупные эффекты (LeSage, Pace, 2009). *Прямой эффект* определяется как среднее (по всем регионам) изменение в уровне безработицы в регионе при изменении темпов прироста ВРП в том же регионе. Другими словами, это среднее значение диагональных элементов матрицы $(I - \rho W)^{-1} b$. *Косвенный эффект* — это среднее изменение уровня безработицы в регионе при изменении темпов прироста ВРП во всех других регионах, т. е. среднее значение суммы внедиагональных элементов матрицы предельных эффектов⁸. Косвенные эффекты также называют эффектами перетока. *Общий эффект* — это сумма прямого и косвенного эффектов, т. е. среднее изменение уровня безработицы в данном регионе в случае изменения темпов прироста ВРП во всех регионах.

2.3. Асимметричность в модели Оукена (структурные сдвиги, реакция на рост и падение экономики)

В периоды спада производства (особенно кризисного) связь между ростом и безработицей может меняться. Анализ данного факта на макроданных для России проводился в работе (Вакуленко, Гурвич, 2015), где было показано, что существует асимметричность подстройки изменения уровня безработицы на рост и падение ВВП. Построение графиков скользящих средних для модели Оукена показало, что как только в число рассматриваемых периодов попадают кризисные точки, зависимость резко меняется (Вакуленко, Гурвич, 2015).

⁶ ΔU_t — вектор объясняемой переменной, т. е. изменения уровня безработицы в регионах России, в период времени t .

⁷ Для модели SDM предельный эффект определяется иначе: $\beta = \partial \Delta u_{it} / \partial g_{it} = (I - \rho W)^{-1} (bI - \gamma W)$.

⁸ Такая интерпретация справедлива в случае нормирования матрицы весов по строке. В случае нормирования по столбцу косвенный эффект будет показывать среднее изменение уровня безработицы во всех других регионах при изменении темпов прироста ВРП в данном регионе.

Поэтому рассмотрим асимметричность подстройки для нашего случая. Предположим, что коэффициенты Оукена различаются для положительных и отрицательных значений темпов прироста ВРП (Silvapulle et al., 2004). Такой вариант можно записать следующим образом:

$$\Delta u_{i,t} = a_i + b_{pos} I[g_{i,t} \geq 0] g_{i,t} + b_{neg} I[g_{i,t} < 0] g_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (6)$$

где $I[\cdot]$ — это индикаторная функция, равная 1, если выполнено условие в квадратных скобках, и 0 иначе; b_{pos} и b_{neg} — коэффициенты Оукена для случая положительных и отрицательных значений темпов прироста ВРП.

Модель с асимметрией (6) рассматривалась, как и модели (2)–(5), для всех случаев с учетом пространственной корреляции.

3. Данные и предварительный анализ

В настоящей работе используются официальные данные Росстата об уровне безработицы (по методологии МОТ) и индексах физического объема ВРП⁹. Региональные данные представляются с годовой периодичностью. Рассмотрим динамику уровня безработицы в России (рис. 1). В 90-е годы безработица росла вплоть до кризиса 1998 года, когда ее уровень достиг 13.3%. С этого момента уровень безработицы постоянно снижался (до 6%) до тех пор, пока не наступил новый кризис. Локальный пик безработицы в 2009 году составил 8.3%, т. е. оказался значительно ниже, чем в ходе предыдущего кризиса. После завершения кризисного периода уровень безработицы вновь снижался и достиг наименьшего значения 5.5% в 2012 году. Данные по индексам физических объемов ВРП имеются только с 1997 по 2013 год. Для анализа был выбран период с 1998 по 2013 год, т. е. от первого кризиса до последнего года, для которого имеется вся необходимая информация.

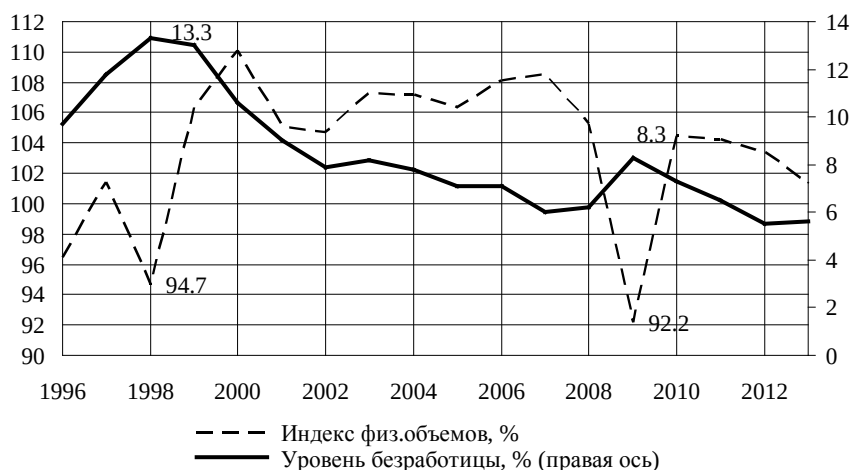


Рис. 1. Динамика индекса физических объемов ВВП и уровня безработицы в России

⁹ См. статистические сборники «Регионы России» разных лет, а также сайт Росстата <http://www.gks.ru>, раздел «Национальные счета». В моделях рассматриваются темпы прироста ВРП (индексы физического объема минус 100%).

Динамика уровней безработицы в регионах России была аналогичной, однако значения уровней безработицы сильно варьируются. Самый высокий уровень безработицы — в регионах Северного Кавказа, Калмыкии, Тыве, Бурятии. Так, в период кризиса 1998 года уровень безработицы в регионах Северного Кавказа составил около 30%, а в 2009 году он был заметно ниже (от 15 до 20%). Самый низкий уровень безработицы — в Центральном федеральном округе (ЦФО), Москве и Санкт-Петербурге. На протяжении всего рассматриваемого периода уровень безработицы в ЦФО был около 5.2%. В Москве уровень безработицы в 1998 году был самым маленьким по стране — 4.9%, а в 2009 году — 2.8%.

Если обратиться к изучению пространственной зависимости между уровнями безработицы в разных регионах, то, как отмечалась в работах (Вакуленко, 2013; Demidova, 2014), для них наблюдается значимая положительная пространственная корреляция. Это подтверждено статистически с помощью индексов Морана для различных весовых матриц. Данный факт означает, что регионы в России кластеризуются по уровню безработицы: регионы с низким уровнем безработицы находятся близко к друг другу (ЦФО), так же как и регионы с высоким уровнем безработицы (Северный Кавказ). Таким образом, можно предположить, что между регионами существуют перетоки рабочей силы, которые позволяют выравнивать ситуацию на региональных рынках ближайших регионов. И, видимо, эти потоки масштабнее тех, которые наблюдаются в статистике. В работе (Вакуленко, 2013) показано, что миграционные потоки между регионами России ведут к изменению в них уровней безработицы.

Динамика другого исследуемого показателя (темпов экономического роста) также представлена на рис. 1. Видно, что картина в целом противоположна изменению уровня безработицы. В частности, наибольшее падение индекса также наблюдалось в периоды кризиса 1998 и 2009 гг.

В работе рассматривается 78 регионов России, за исключением Чеченской республики и Ингушетии из-за проблем со статистикой в этих регионах¹⁰, а также автономных округов (Ненецкого, Коми-Пермяцкого, Ханты-Мансийского, Ямало-Ненецкого, Таймырского, Эвенкийского, Усть-Ордынского Бурятского, Агинского Бурятского и Корякского), которые являются частью других регионов и имеют с ними общую статистику.

На рисунке П1 в Приложении графически представлена зависимость между изменением безработицы и индексом физических объемов ВРП для всех регионов и всего рассматриваемого периода. Видно, что, как и предполагается в теории, взаимосвязь между ними имеет обратную зависимость: рост производства ведет к снижению уровня безработицы.

На рисунке П2 в Приложении показана та же взаимосвязь, но для средних по времени (за рассматриваемый период) значений отдельно для каждого региона. Точки на графике показывают положение каждого из 78 регионов. Взаимосвязь между изменением уровня безработицы и темпами роста ВРП в регионах описывается обратной зависимостью. Видно, что в северокавказских республиках снижение уровня безработицы за рассматриваемый период было наибольшим, также как и рост ВРП. В то же время самое маленькое снижение безработицы (–0.2 процентных пункта) было в Тыве, однако и индекс физических объемов ВРП там был ниже среднего по регионам (–0.44).

Тесты на стационарность (панельные). Поскольку эмпирический анализ предполагает эконометрическое моделирование, исследуемые ряды предварительно тестировались

¹⁰ В этих регионах велика доля теневой экономики, которую очень сложно измерить (Зубаревич, 2012). Более детальные особенности статистики в республиках Северного Кавказа см. в (Стародубовская и др., 2011).

на стационарность, чтобы не возникало проблем кажущихся регрессий. В таблице П1 Приложения представлены панельные тесты на стационарность. Нулевая гипотеза этих тестов — исследуемые временные ряды для всех регионов России одновременно являются нестационарными, т. е. имеют единичный корень. Результаты проведенных тестов показывают, что изменения уровня безработицы (первая разность уровня безработицы), а также индексы физического объема ВРП являются стационарными рядами для всех исследуемых регионов России.

4. Результаты

4.1. Выбор наилучшей спецификации пространственной модели

В таблице 1 представлены результаты оценивания моделей (1)–(5) в случае, когда пространственная матрица весов задается в виде обратных расстояний. Для выбора между моделями в таблице приведены такие показатели, как нормированный R^2 , информационные критерии Акаике и Шварца (AIC и BIC) и значение логарифма функции правдоподобия. Также для каждой спецификации (2)–(5) тестировалась значимость коэффициентов при соответствующих пространственных лагах.

Стандартные ошибки для предельных эффектов в этой и последующих таблицах рассчитаны с помощью симулирования большого числа значений из многомерного нормального распределения с параметрами, оцениваемыми методом максимального правдоподобия, как это предлагается в книге (LeSage, Pace, 2009, p. 39). Оценивание моделей с пространственными лагами на панельных данных, и затем расчет предельных эффектов производились с помощью команды *xsmle*, написанной для статистического пакета STATA (Belotti et al., 2013).

Наилучшей по перечисленным выше показателям является модель SAC (4)¹¹. В данной модели как пространственный лаг зависимой переменной (коэффициент ρ), так и пространственная корреляция в ошибках (коэффициент λ) оказались значимыми¹². Если сравнить прямые и косвенные эффекты, то косвенные эффекты оказываются гораздо больше прямых (–0.17 против –0.03). Это означает, что влияние прироста ВРП на изменение уровня безработицы намного больше, если учитывать пространственные взаимодействия регионов или так называемые эффекты перетока. Совокупный эффект влияния экономического роста на безработицу, рассчитанный как сумма прямого и косвенного эффекта, равен –0.199. Если же не учитывать пространственные взаимодействия регионов, то коэффициент Оукена оказывается равным –0.104 (столбец FE в табл. 1). Это близко к оценке коэффициента Оукена (–0.17), полученной Вакуленко, Гурвичем (2015) для России в целом по годовым данным. Таким образом, учет пространственного взаимодействия делает оценку коэффициента Оукена сопоставимой с оценкой, полученной для России в целом.

¹¹ Показатели качества для модели SDM (5) оказались немного ниже, чем для модели SAC, расчетные показатели прямых и косвенных эффектов близки, поэтому можно было взять и данную модель за итоговую.

¹² Стоит отметить, что все коэффициенты моделей (1)–(5) оказались статистически значимы на 1%-ном уровне.

Таблица 1. Выбор спецификации. Весовая матрица — обратные расстояния, число наблюдений — 1248

	FE ¹³	Спецификации			
		SDM	SAR	SEM	SAC
<i>Коэффициенты</i>					
<i>b</i>	−0.104*** (0.016)	−0.025** (0.010)	−0.038*** (0.008)	−0.031*** (0.014)	−0.031*** (0.007)
<i>γ</i>		−0.041** (0.018)			
<i>Эффекты</i>					
Прямой	−0.104*** (0.016)	−0.028*** (0.011)	−0.040*** (0.009)	−0.031** (0.014)	−0.033*** (0.006)
Косвенный		−0.174*** (0.044)	−0.107*** (0.028)		−0.166*** (0.045)
Совокупный	−0.104*** (0.016)	−0.202*** (0.041)	−0.147*** (0.034)	−0.031** (0.014)	−0.199*** (0.049)
<i>ρ</i>		0.675*** (0.033)	0.734*** (0.036)		0.837*** (0.033)
<i>λ</i>				0.782*** (0.031)	−0.607*** (0.158)
<i>R</i> ² within	0.110	0.184	0.179	0.104	0.183
Log-likelihood	−2570	−2449	−2452	−2458	−2447
AIC	5145	4908	4911	4923	4903
BIC	5155	4928	4926	4938	4924

Примечание. ***, ** — значимость коэффициентов на 1 и 5%-ном уровне соответственно.

В скобках представлены робастные стандартные ошибки. Log-likelihood — значение логарифма функции правдоподобия или логарифма псевдо-функции правдоподобия (LeSage, Pace, 2009).

4.2. Асимметричность

Проверим наличие асимметричности подстройки уровня безработицы к падению и росту темпов прироста ВРП (модель (6)). В таблице 2 представлены результаты для такой спецификации. В первом столбце представлена модель без учета пространственных взаимодействий. Как и ранее, в этой модели присутствует асимметрия подстройки. Тест на равенство коэффициентов при росте и падении темпов прироста ВРП показывает, что гипотеза о равенстве коэффициентов отвергается. Коэффициент Оукена при спаде темпов роста существенно больше по модулю (−0.18 против −0.07), т. е. в периоды спада производства реакция уровня безработицы гораздо больше, чем в периоды роста. Для агрегированных данных по России в целом асимметричность подстройки изменения уровней безработицы была показана в (Вакуленко, Гурвич, 2015). Однако, если обратиться к моделям с учетом

¹³ Для моделей FE и SEM прямой и совокупный эффекты совпадают, т.к. в этих моделях нет пространственного лага зависимой переменной.

пространственных взаимодействий, то здесь для всех спецификаций нет асимметричности подстройки (столбцы 2–5). Тест отношения правдоподобия не отвергает гипотезу о равенстве коэффициентов Оукена в случае роста и падения темпов прироста ВРП. Таким образом, оказывается, что учет региональных перетоков элиминирует наличие асимметричности реакции. Такой эффект может быть объяснен тем, что разные регионы реагируют на кризис по-разному, но за счет наличия пространственных взаимодействий асимметричность подстройки не возникает.

Таблица 2. Тестирование асимметричности. Весовая матрица — обратные расстояния, число наблюдений — 1248

Знак темпа прироста ВРП	Спецификации				
	FE	SDM	SAR	SEM	SAC
<i>Прямой эффект</i>					
+	–0.071*** (0.014)	–0.028** (0.012)	–0.035*** (0.011)	–0.029** (0.014)	–0.032*** (0.010)
–	–0.175*** (0.031)	–0.024 (0.034)	–0.049* (0.029)	–0.040 (0.035)	–0.034 (0.023)
<i>Косвенный эффект</i>					
+		–0.165* (0.098)	–0.093*** (0.033)		–0.164** (0.072)
–		–0.202 (0.131)	–0.125* (0.075)		–0.158 (0.114)
<i>Совокупный эффект</i>					
+	–0.071*** (0.014)	–0.193* (0.099)	–0.128*** (0.042)	–0.029** (0.014)	–0.196** (0.079)
–	–0.175*** (0.031)	–0.225* (0.129)	–0.174* (0.102)	–0.040 (0.035)	–0.192 (0.135)
ρ		0.674*** (0.033)	0.730*** (0.036)		0.835*** (0.034)
λ				0.780*** (0.031)	–0.602*** (0.162)
R^2 within	0.119	0.184	0.181	0.109	0.185
Log-likelihood	–2564	–2449	–2452	–2458	–2447
AIC	5133	4912	4913	4925	4905
BIC	5149	4943	4933	4945	4931
LR	13.37	0.06	0.26	0.13	0.00
p-значение	0.00	0.86	0.60	0.71	0.99

Примечание. ***, **, * — значимость коэффициентов на 1, 5 и 10%-ном уровне соответственно. В скобках представлены робастные стандартные ошибки. LR — статистика теста отношения правдоподобия, с помощью которой тестируется гипотеза о равенстве совокупных эффектов для положительного и отрицательного значений темпов прироста ВРП. Значения коэффициентов Оукена в чистом виде (не предельные эффекты) могут быть предоставлены автором по требованию.

4.3 Проверка робастности (разные взвешивающие матрицы)

Проанализируем чувствительность получаемых результатов к выбору весовой матрицы. Как уже было сказано в разделе 2, в качестве основной взвешивающей матрицы рассматривалась матрица обратных расстояний. Помимо этого также брались: квадрат матрицы обратных расстояний; матрица соседства, элементы которой равны единице, если регионы имеют общую границу, и нулю иначе; матрица 5, 10 и 39 (половина регионов) ближайших соседей. В этом случае веса определялись по следующей формуле:

$$\begin{cases} w_{ij} = d_{ij} / \sum_{j=1}^n d_{ij}, & \text{если } d_{ij} \leq d_j^*(k) \quad \forall i, j = 1, 2, \dots, n; i \neq j, \\ w_{ij} = 0, & \text{если } d_{ij} > d_j^*(k) \text{ либо } i = j, \end{cases}$$

где d_{ij} — расстояние между регионами; k — число соседних регионов; $d_j^*(k)$ — расстояние от региона j до ближайших k регионов, которое различно для каждой пары регионов ij . Также были рассмотрены «гравитационные веса» $w_{ij} = P_i P_j / d_{ij}^2$, где P_i — численность населения в регионе i .

В таблице П2 в Приложении представлены результаты оценки модели без асимметрии для случая различных весовых матриц. Обратим внимание на совокупный эффект, т. е. оценку коэффициента Оукена при учете пространственных эффектов. Самый высокий (по модулю) показатель равен -0.199 для матрицы обратных расстояний, а самый низкий -0.155 или -0.16 для матрицы соседства, когда учитываются только граничные регионы, или только 5 ближайших соседних регионов. В таком случае пространственные эффекты и коэффициент перед пространственным лагом оказываются самыми маленькими. Эффекты пространственных перетоков не столь значительны.

Близкими оказываются точечные оценки коэффициентов Оукена в случае рассмотрения 39 ближайших соседей, т. е. половины всех рассматриваемых регионов, а также в случае пространственной весовой матрицы в виде «гравитационных весов» (-0.17). И эта оценка совпадает с точечной оценкой коэффициента Оукена для России в целом (Вакуленко, Гурвич, 2015).

Результаты по модели SAR с асимметричностью для различных пространственных матриц представлены в табл. П3 Приложения. Не во всех случаях можно сказать, что отсутствует асимметричность подстройки к росту и падению темпов прироста ВРП. В частности, если в качестве весовой матрицы рассматривается матрица соседства, то гипотеза об отсутствии асимметричности отвергается. Пространственный эффект в данном случае не так велик, и затухания асимметричности не происходит.

5. Обсуждение результатов

Проведенный анализ показал необходимость учета пространственных эффектов взаимодействия при оценивании модели Оукена для российских регионов, иначе коэффициент Оукена оказывается сильно смещенным и недооцененным. Это означает, что в России сильны взаимосвязи между регионами и их взаимное влияние друг на друга.

В частности, тот факт, что прямые эффекты региона оказываются гораздо меньше косвенных, означает, что проведение местной (локальной) политики региона по стимулированию совокупного спроса дает гораздо меньше, чем политика, проводимая на уровне государства в целом¹⁴. Например, региональные меры по решению проблем безработицы приведут к намного менее значимым результатам, чем общегосударственные программы по снижению безработицы. Эта ситуация аналогична физическому принципу сообщающихся сосудов: если в каком-то регионе низкая безработица, а в соседнем — высокая, то люди будут мигрировать в регион с более низкой безработицей, и ситуация может быть выровнена. Поэтому показатели уровня безработицы в соседних регионах сильно коррелируют между собой, т. е. наблюдается положительная пространственная корреляция, что и показывают сделанные расчеты. Однако это не означает, что все регионы должны быть одинаковыми, поскольку есть другие факторы, которые сохраняют различия. Означают ли полученные результаты, что проводить собственную политику в регионах бессмысленно? Есть ли такие регионы, которые можно было бы назвать «импульсными», в которых проводимая политика может оказывать влияние на другие регионы, а другие регионы оказывают на них меньшее влияние? На эти вопросы можно ответить с помощью оцененных моделей.

Рассмотрим показатель, характеризующий эффекты, на которые может рассчитывать регион при проведении собственной политики стимулирования совокупного спроса. Оцениваемые модели на панельных данных предполагают одинаковые коэффициенты Оукена, коэффициенты b не зависят от региона, однако прямые и косвенные эффекты различны для каждого региона. После усреднения (по всем регионам) сумма прямых и косвенных эффектов по каждому региону одинакова и равна коэффициенту Оукена с учетом пространственных взаимодействий. Таким образом, можно рассчитать долю прямых эффектов в совокупном эффекте для каждого региона. Назовем этот показатель *коэффициентом самостоятельности*. Результаты расчета данного показателя для модели SAC и различных весовых матриц представлены на рисунках 2 (веса — обратные расстояния) и 3 (гравитационные веса). При этом изображены только те регионы, которые участвуют в анализе. Цвета соответствуют разным диапазонам изменения коэффициента самостоятельности, указанным в легендах.

В случае весовой матрицы обратных расстояний разброс показателя самостоятельности не так велик и составляет от 16.5 до 18.2%, т. е. чувствительность изменения уровня безработицы к темпам экономического роста в указанной степени объясняется собственной политикой региона, а оставшаяся часть (от 81.2 до 83.5%) связана с косвенными эффектами влияния других регионов. Графический анализ позволяет понять, что большие эффекты при проведении собственной политики имеют регионы Центрального федерального округа, особенно Москва и граничащие с ней области, а также юг России. С запада на восток коэффициент самостоятельности снижается. Самые низкие значения показателей у регионов Дальнего Востока. В Сибири самые высокие значения коэффициента самостоятельности у Новосибирской области и Алтайского края.

Однако, если в качестве весовой матрицы взять *гравитационные веса* (рис. 3), т. е. учитывать не только расстояния между регионами, но и численность населения, то разброс показателя самостоятельности становится больше — от 23 до 34%. Помимо явных лидеров в центре (Москва и Московская область), на юге (Краснодарский край, Ставропольский край, Ростов-

¹⁴ Предложенная интерпретация результатов прямых и косвенных эффектов и их связь с проводимой в регионах политикой встречается, например, в (Pereira, 2014).



Рис. 2. Распределение коэффициентов самостоятельности регионов (%).
Весовая матрица — обратные расстояния

ская область), в Сибири (Новосибирская область, Алтайский край и Кемеровская область), выделяется также лидер в Уральском федеральном округе (Свердловская область), а на Дальнем Востоке можно выделить Хабаровский и Приморский края. Такой результат выглядит более логичным, показывая, что в каждом округе есть свои регионы-лидеры, способные в большей степени проводить самостоятельную политику, которая дает результаты в данном регионе.



Рис. 3. Распределение коэффициентов самостоятельности регионов (%).
Весовая матрица — гравитационные веса

Можно подойти к интерпретации результатов с другой стороны, а именно, для каждого региона выделить долю влияния на другие регионы в совокупном эффекте каждого региона. Назовем этот показатель *коэффициентом влияния*. Для получения этого показателя необходимо оценить модели с весовой матрицей, где нормировка проделана по столбцу, а не по строке, как это было сделано ранее¹⁵. Чем больше значение данного показателя, тем большее влияние оказывает данный регион на происходящее в других регионах. Размах значений коэффициента влияния при использовании *матрицы обратных расстояний* в модели SAC составил от 39 до 82%. Здесь, как и для коэффициента самостоятельности, получается, что Центральный федеральный округ, а также южный и Новосибирская область оказывают самое большое влияние на все остальные регионы России. При движении на восток регионы становятся все менее влиятельными — дальневосточные регионы в меньшей степени оказывают влияние на все остальные. Это, как уже говорилось, связано с особенностью рассматриваемой весовой матрицы. Если же обратиться к значениям коэффициентов влияния для *гравитационной матрицы* весов, то размах значений составит от 0 до 79%. Наибольшее влияние на остальные регионы оказывает Москва и Московская область (коэффициент равен 79 и 70% соответственно). Для регионов Центрального и Южного федеральных округов, Санкт-Петербурга, Новосибирской и Свердловской областей этот показатель составляет около 50%. Наименьшие показатели влияния у таких регионов, как Чукотский автономный округ (0.5%), Мурманская область (3.7%), Республика Алтай (4%).

Можно заметить, что полученные результаты по коэффициентам самостоятельности и влиятельности регионов связаны с их экономическим развитием. В последние годы по динамике регионального ВРП лидировали крупные агломерации и нефтегазодобывающие регионы, а удаленные регионы Дальнего Востока с миграционным оттоком населения развивались намного медленнее. Развитие регионов, в свою очередь, в основном определяется их конкурентными преимуществами (ресурсами, географическим положением, агломерационными эффектами, человеческим капиталом), а не региональной политикой государства (Зубаревич, 2014). Как отмечает Зубаревич, конкурентные преимущества определяют и географию инвестиций — аутсайдерами здесь являются полудепрессивные машиностроительные регионы, слабо развитые республики и удаленные регионы Забайкалья и Дальнего Востока с недостаточной инфраструктурой. Именно такие регионы и оказываются в нашем анализе менее самостоятельными и влиятельными. Исключение составляет Приморский край, который отличался более высокими значениями коэффициента самостоятельности, но в этот регион направлялись государственные инвестиции в период подготовки к саммиту АТЭС (Зубаревич, 2014).

Другой важный вывод заключается в том, что эффекты асимметричной подстройки к росту и падению темпов прироста ВРП исчезают, если в модели учитывается пространственное взаимодействие. Только рассмотрение малого числа соседствующих регионов показывает наличие бизнес циклов. Этот эффект можно назвать эффектом *регионального буфера* или *регионального поглощения*. Это означает, что за счет имеющихся региональных различий (какие-то регионы имеют более высокие уровни безработицы и низкие значения индекса физического объема, а другие наоборот), а также существующих пространственных взаимодействий, кризисные шоки могут быть не столь болезненными — регио-

¹⁵ Результаты оценки регрессий и графическое представление коэффициентов влияния могут быть предоставлены автором по требованию. Подробнее об интерпретации моделей с разными нормировками весовой матрицы см. (Elhorst, 2014, p. 12–13).

ны с более благополучной обстановкой могут способствовать улучшению ситуации в соседних регионах.

Проведенное исследование показывает, что регионы России очень различаются по степени самостоятельности и влияния на другие регионы. Однако пространственный эффект в России сильно значим, и сообщение между регионами можно сравнить с кровеносной системой, сердце которой находится в центре страны.

Благодарности. Исследование выполнено в Экономической экспертной группе за счет гранта Российского научного фонда № 14-18-03666. Автор выражает благодарность Е. Т. Гурвичу, М. А. Ивановой и всем участникам проекта «Исследование экономических механизмов формирования оплаты труда и занятости в России» за высказанные критические замечания и предложения.

Список литературы

Ахундова О. В., Коровкин А. Г., Королев И. Б. (2005). Взаимосвязь динамики ВВП и безработицы: теоретический и практический аспект. *Научные труды ИНИП РАН*. Под ред. А. Г. Коровкина, 471–497.

Вакуленко Е. С., Гурвич Е. Т. (2015). Взаимосвязь ВВП, безработицы и занятости: углубленный анализ закона Оукена для России. *Вопросы экономики*, 3, 5–27.

Вакуленко Е. С. (2013). Ведет ли миграция населения к межрегиональной конвергенции в России? *Вестник НГУЭУ*, 4, 239–264.

Демидова О. А. (2014). Пространственно–авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов (на примере восточной и западной части России). *Прикладная эконометрика*, 34 (2), 19–35.

Зубаревич Н. В. (2012). «Лукавые цифры» на карте Родины. *ЭКО*, 4, 74–85.

Зубаревич Н. В. (2014). Региональное развитие и региональная политика в России. *ЭКО*, 4, 7–27.

Семерикова Е. В., Демидова О. А. (2015). Анализ региональной безработицы в России и Германии: пространственно-эконометрический подход. *Пространственная экономика*, 2, 64–85.

Стародубровская И. В., Зубаревич Н. В., Соколов Д. В., Интигринова Т. П., Миронова Н. И., Магомедов Х. Г. (2011). *Северный Кавказ: модернизационный вызов*. М.: Издательский дом «Дело» РАНХиГС.

Apergis N., Rezitis A. (2003). An examination of Okun's law: Evidence from regional areas in Greece. *Applied Economics*, 35 (10), 1147–1151.

Ball L., Leigh D., Loungani P. (2013). Okun's law: Fit at fifty. *NBER Working Paper*. No. 18668.

Barreto H., Howland F. (1993). There are two Okun's law relationships between output and unemployment. *Working paper*. Wabash College.

Belotti F., Hughes G., Mortari A. P. (2013). xsmle: A Stata command for spatial panel-data models estimation, German Stata Users' Group Meetings 2013 09, Stata Users Group.

Binet M., Facchini F. (2013). Okun's law in the French regions: A cross-regional comparison. *Economics Bulletin*, 33 (1), 420–433.

Blackley P. (1991). The measurement and determination of Okun's law: Evidence from state economies. *Journal of Macroeconomics*, 13 (4), 641–656.

Connaughton J., Madsen, R. (2012). U.S. state and regional economic impact of the 2008/2009 recession. *Journal of Regional Analysis and Policy*, 42 (3), 177–187.

Cháfer C. M. (2015). An analysis of the Okun's law for the Spanish provinces. *Working Paper 2015/01*. Research Institute of Applied Economics (IREA), Barcelona.

Demidova O. A., Marelli E., Signorelli M. (2013). Spatial effects on youth unemployment rate: the case of Eastern and Western Russian regions. *Eastern European Economics*, 51 (5), 94–124.

Elhorst J. P. (2014). *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Springer.

Guriev S., Vakulenko E. S. (2012). Convergence between Russian regions. *Working paper No 180*, CE-FIR / NES Working Paper Series.

Herwartz H., Niebuhr A. (2011). Growth, unemployment and labour market institutions: Evidence from a cross-section of EU regions. *Applied Economics*, 43, 4663–4676.

Kangasharju A., Tavera C., Nijkamp P. (2012). Regional growth and unemployment: The validity of Okun's law for the Finnish regions. *Spatial Economic Analysis*, 7 (3), 381–395.

Kuscevic C. M. M. (2014). Okun's law and urban spillovers in US unemployment. *The Annals of Regional Science*, 53 (3), 719–730.

LeSage J. P., Pace R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Taylor & Francis / CRC Press Boca Raton, FL.

Oberst C., Oelgemöller J. (2013). Economic growth and regional labor market development in German regions: Okun's law in a spatial context. *FCN Working Paper No 5/2013*.

Okun A. M. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. In: *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*. Reprinted in Cowles Foundation, Yale University.

Pereira R. M. (2014). Okun's law, asymmetries and regional spillovers: Evidence from Virginia metropolitan statistical areas and the district of Columbia. *The Annals of Regional Science*, 52 (2), 583–595.

Perugini C. (2009). Employment intensity of growth in Italy. A note using regional data. *Regional and Sectoral Economic Studies*, 9 (1), 59–105.

Schanne N. (2010). Forecasting regional labour markets with GVAR models and indicators. ERSA conference papers. <http://www.sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa10/ERSA2010finalpaper1044.pdf>.

Silvapulle P., Moosa, I., Silvapulle M. (2004). Asymmetry in Okun's law. *Canadian Journal of Economics*, 37 (2), 353–374.

Villaverde J., Maza, A. (2009). The robustness of Okun's law in Spain, 1980–2004: Regional evidence. *Journal of Policy Modeling*, 31 (2), 289–297.

Yazgan M., Yilmazkuday H. (2009). Okun's convergence within the US. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 2 (2), 109–122.

Поступила в редакцию 23.06.2015;
принята в печать 28.10.2015.

Приложение

Таблица П1. Тестирование исследуемых рядов на стационарность

Название теста	Изменение уровня безработицы	Индекс физических объемов ВВП
Levin–Lin–Chu	–16.94 (0.00)	–14.05 (0.00)
Harris–Tzavalis	–43.13 (0.00)	–35.57 (0.00)
Im–Pesaran–Shin	–16.57 (0.00)	–16.08 (0.00)

Примечание. Нулевая гипотеза тестов — все ряды в панели имеют единичный корень.
В скобках — p -значение.

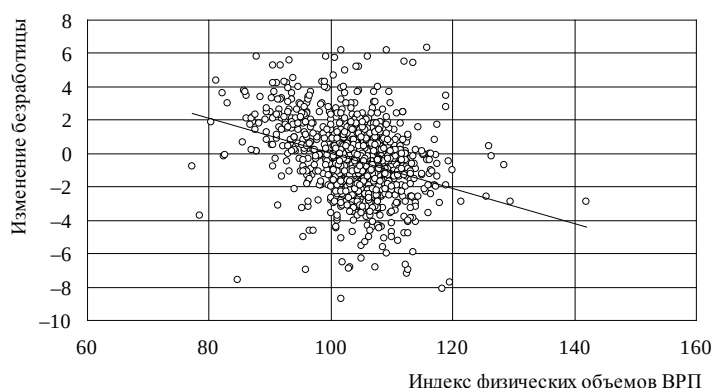


Рис. П1. Взаимосвязь между изменением уровня безработицы и индексов физических объемов ВВП.

Прямая линия — линейная регрессия между данными показателями

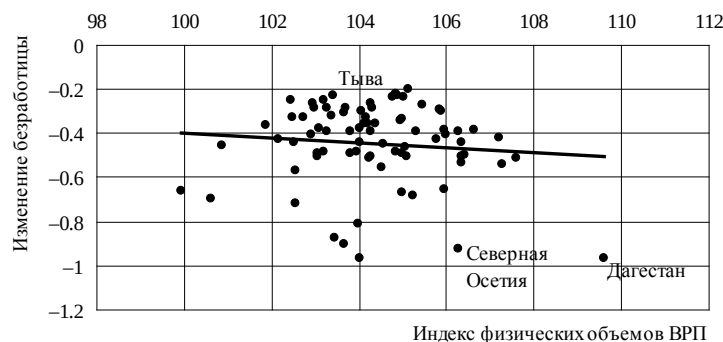


Рис. П2. Взаимосвязь между изменением уровня безработицы и индексов физических объемов ВВП (в среднем за период).

Прямая линия — линейная регрессия между данными показателями

В таблицах П2 и П3 ниже приведены результаты по моделям с разными взвешивающими матрицами: матрицей обратных расстояний ($1/d$), ее квадратом $((1/d)^2)$, матрицей соседства, матрицей K ближайших соседей ($K = 5, 10, 39$), а также матрицей гравитационных весов (*Gravity*). Число наблюдений в модели — 1248 (по 78 регионам). Значения коэффициентов Оукуна в чистом виде (не предельные эффекты) могут быть предоставлены автором по требованию.

Таблица П2. Проверка устойчивости результатов модели без асимметрии к изменению взвешивающей матрицы. SAC модель

Эффекты	Матрица весов						
	$1/d$	$(1/d)^2$	<i>Cocedство</i>	$K = 5$	$K = 10$	$K = 39$	<i>Gravity</i>
Прямой	−0.033*** (0.006)	−0.035*** (0.006)	−0.056*** (0.008)	−0.051*** (0.007)	−0.040*** (0.006)	−0.040*** (0.008)	−0.043*** (0.007)
Косвенный	−0.166*** (0.045)	−0.149*** (0.036)	−0.099*** (0.018)	−0.109*** (0.023)	−0.156*** (0.029)	−0.140*** (0.054)	−0.130*** (0.029)
Совокупный	−0.199*** (0.049)	−0.185*** (0.038)	−0.155*** (0.023)	−0.160*** (0.027)	−0.196*** (0.032)	−0.180*** (0.058)	−0.173*** (0.033)
ρ	0.837*** (0.033)	0.832*** (0.036)	0.689*** (0.046)	0.709*** (0.041)	0.817*** (0.030)	0.772*** (0.057)	0.769*** (0.040)
λ	−0.607*** (0.158)	−0.880*** (0.117)	−0.563*** (0.087)	−0.652*** (0.124)	−0.981*** (0.157)	−0.126 (0.241)	−0.605*** (0.121)
R^2 within	0.183	0.181	0.167	0.165	0.178	0.177	0.175

Примечание. *** — значимость коэффициентов на 1%-ном уровне, в скобках представлены робастные стандартные ошибки.

Таблица П3. Проверка устойчивости результатов модели с асимметричностью к изменению взвешивающей матрицы. SAC модель

Знак темпа прироста ВРП	Матрица весов						
	$1/d$	$(1/d)^2$	<i>Cocedство</i>	$K = 5$	$K = 10$	$K = 39$	<i>Gravity</i>
<i>Прямой эффект</i>							
+	−0.032*** (0.010)	−0.033*** (0.009)	−0.044*** (0.010)	−0.040*** (0.010)	−0.035*** (0.010)	−0.036*** (0.011)	−0.037*** (0.009)
−	−0.034 (0.023)	−0.038 (0.023)	−0.079*** (0.028)	−0.070*** (0.024)	−0.047** (0.021)	−0.047* (0.028)	−0.053** (0.025)
<i>Косвенный эффект</i>							
+	−0.164** (0.072)	−0.147** (0.069)	−0.077*** (0.026)	−0.084*** (0.028)	−0.140*** (0.051)	−0.126* (0.068)	−0.114** (0.048)
−	−0.158 (0.114)	−0.148 (0.097)	−0.132*** (0.040)	−0.145*** (0.049)	−0.176** (0.075)	−0.149 (0.101)	−0.148** (0.066)
<i>Совокупный эффект</i>							
+	−0.196** (0.079)	−0.180** (0.076)	−0.121*** (0.033)	−0.124*** (0.036)	−0.176*** (0.058)	−0.162** (0.075)	−0.152*** (0.054)
−	−0.192 (0.135)	−0.186 (0.118)	−0.212*** (0.064)	−0.215*** (0.070)	−0.222** (0.094)	−0.196 (0.125)	−0.201** (0.088)
ρ	0.835*** (0.034)	0.831*** (0.038)	0.682*** (0.049)	0.702*** (0.043)	0.814*** (0.031)	0.765*** (0.061)	0.763*** (0.044)
λ	−0.602*** (0.162)	−0.879*** (0.120)	−0.556*** (0.092)	−0.640*** (0.127)	−0.970*** (0.161)	−0.103 (0.239)	−0.598*** (0.126)
R^2 within	0.183	0.185	0.171	0.169	0.180	0.178	0.177
LR	0.00	0.00	3.09	2.28	0.30	0.09	0.23
p-значение	0.99	0.96	0.08	0.13	0.58	0.76	0.63

Примечание. ***, **, * — значимость коэффициентов на 1, 5 и 10%-ном уровне соответственно, в скобках представлены робастные стандартные ошибки.

Vakulenko E. Analysis of the relationship between regional labour markets in Russia using Okun's model. *Applied Econometrics*, 2015, 40 (4), pp. 28–48.

Elena Vakulenko

National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russian Federation;
evakulenko@hse.ru

Analysis of the relationship between regional labour markets in Russia using Okun's model

We estimate Okun's model on panel data of Russian regions and reveal the role of regional interactions at its formation. We consider the 78 regions of Russia for the period 1998–2013 and estimate a wide range of spatial econometrics model specifications. The results show that Okun's coefficient is underestimated if we don't take into account the spatial interactions in the model. There is no reveal asymmetric adjustment change in the unemployment rate to rise or fall of GRP in the models with spatial interactions. We propose a new way of interpreting the results of spatial econometrics models: the concepts of autonomy and influence factors that allow to rank the regions according to their degree of independence in conducting their own policies and impact on the situation in other regions.

Keywords: Okun's law; spatial econometrics; Russian regions.

JEL classification: C23; E24; R12.

Acknowledgements. The study was carried out in the Economic Expert Group and was supported by the Russian Scientific Fund with the grant № 14-18-03666.

References

- Ahundova O. V., Korovkin A. G., Korolev I. B. (2005). Vzaimosvjaz' dinamiki VVP i bezraboticy: teoreticheskij i prakticheskij aspekt. *Nauchnye trudy INP RAN*. Pod red. A. G. Korovkina, 471–497 (in Russian).
- Vakulenko E., Gurvich E. (2015). The relationship of GDP, unemployment rate and employment: In-depth analysis of Okun's law for Russia. *Voprosy Ekonomiki*, 3, 5–27 (in Russian).
- Vakulenko E. S. (2013). Does migration lead to regional convergence in Russia? *Vestnik NSUEM*, 4, 239–264 (in Russian).
- Demidova O. (2014). Spatial-autoregressive model for the two groups of related regions (Eastern and Western parts of Russia). *Applied Econometrics*, 34 (2), 19–35 (in Russian).
- Zubarevich N. V. (2012). «Crafty figure» on the map of the Motherland. *ECO*, 4, 74–85 (in Russian).
- Zubarevich N. V. (2014). Regional development and regional policy in Russia. *ECO*, 4, 7–27 (in Russian).
- Semerikova E., Demidova O. (2015). Analysis of regional unemployment in Russia and Germany: Spatial-econometric approach. *Spatial Economics*, 2, 64–85 (in Russian).
- Starodubrovskaja I. V., Zubarevich N. V., Sokolov D. V., Intigrinova T. P., Mironova N. I., Magomedov H. G. (2011). *Severnyj Kavkaz: modernizacionnyj vyzov*. M.: Izdatel'skij dom «Delo» RANHiGS (in Russian).
- Apergis N., Rezitis A. (2003). An examination of Okun's law: Evidence from regional areas in Greece. *Applied Economics*, 35 (10), 1147–1151.
- Ball L., Leigh D., Loungani P. (2013). Okun's law: Fit at fifty. *NBER Working Paper*. No. 18668.

Barreto H., Howland F. (1993). There are two Okun's law relationships between output and unemployment. *Working paper*. Wabash College.

Belotti F., Hughes G., Mortari A. P. (2013). xsmle: A Stata command for spatial panel-data models estimation, German Stata Users' Group Meetings 2013 09, Stata Users Group.

Binet M., Facchini F. (2013). Okun's law in the French regions: A cross-regional comparison. *Economics Bulletin*, 33 (1), 420–433.

Blackley P. (1991). The measurement and determination of Okun's law: Evidence from state economies. *Journal of Macroeconomics*, 13 (4), 641–656.

Connaughton J., Madsen R. (2012). U.S. state and regional economic impact of the 2008/2009 recession. *Journal of Regional Analysis and Policy*, 42 (3), 177–187.

Cháfer C. M. (2015). An analysis of the Okun's law for the Spanish provinces. *Working Paper 2015/01*. Research Institute of Applied Economics (IREA), Barcelona.

Demidova O. A., Marelli E., Signorelli M. (2013). Spatial effects on youth unemployment rate: the case of Eastern and Western Russian regions. *Eastern European Economics*, 51 (5), 94–124.

Elhorst J. P. (2014). *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Springer.

Guriev S., Vakulenko E. S. (2012). Convergence between Russian regions. *Working paper No 180*, CE-FIR / NES Working Paper Series.

Herwartz H., Niebuhr A. (2011). Growth, unemployment and labour market institutions: Evidence from a cross-section of EU regions. *Applied Economics*, 43, 4663–4676.

Kangasharju A., Tavera C., Nijkamp P. (2012). Regional growth and unemployment: The validity of Okun's law for the Finnish regions. *Spatial Economic Analysis*, 7 (3), 381–395.

Kuscevic C. M. M. (2014). Okun's law and urban spillovers in US unemployment. *The Annals of Regional Science*, 53, (3), 719–730.

LeSage J. P., Pace R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Taylor & Francis / CRC Press Boca Raton, FL.

Oberst C., Oelgemöller J. (2013). Economic growth and regional labor market development in German regions: Okun's law in a spatial context. *FCN Working Paper No 5/2013*.

Okun A. M. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. In: *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*. Reprinted in Cowles Foundation, Yale University.

Pereira R. M. (2014). Okun's law, asymmetries and regional spillovers: Evidence from Virginia metropolitan statistical areas and the district of Columbia. *The Annals of Regional Science*, 52 (2), 583–595.

Perugini C. (2009). Employment intensity of growth in Italy. A note using regional data. *Regional and Sectoral Economic Studies*, 9 (1), 59–105.

Schanne N. (2010). Forecasting regional labour markets with GVAR models and indicators. ERSA conference papers. <http://www-sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa10/ERSA2010finalpaper1044.pdf>.

Silvapulle P., Moosa, I., Silvapulle M. (2004). Asymmetry in Okun's law. *Canadian Journal of Economics*, 37 (2), 353–374.

Villaverde J., Maza, A. (2009). The robustness of Okun's law in Spain, 1980–2004: Regional evidence. *Journal of Policy Modeling*, 31 (2), 289–297.

Yazgan M., Yilmazkuday H. (2009). Okun's convergence within the US. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 2 (2), 109–122.

Received 23.06.2015; accepted 28.10.2015.